

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE RENDIMIENTO LABORAL INDIVIDUAL DE KOOPMANS.

*Gabini, Sebastián & Calzada, Carolina.*

Universidad Nacional de Rosario – CONICET.

sebastian\_gabini@live.com.ar

### Resumen

Las empresas son organizaciones cuyos principales activos son los recursos humanos y, por lo tanto, dependen de su rendimiento laboral (RL) para alcanzar las metas que garanticen subsistencia y competitividad. Sin embargo, a pesar de la popularidad e importancia del constructo, no existe consenso acerca de cómo medir el RL, lo cual ha derivado en la existencia de numerosos instrumentos para evaluarlo. El propósito del presente estudio fue adaptar y validar el cuestionario de Rendimiento Laboral Individual de Koopmans y colaboradores, para su empleo con trabajadores argentinos. Dicho cuestionario, autoadministrable, está integrado por 18 ítems diseñados para medir tres dimensiones del RL (rendimiento en la tarea, rendimiento en el contexto y comportamientos contraproducentes). El instrumento, previamente traducido al español, fue administrado a una muestra de 215 trabajadores de diferentes empresas. Los datos reunidos fueron sometidos a un análisis factorial exploratorio (AFE) para identificar la estructura factorial de la escala. La matriz de datos fue considerada factorizable habida cuenta que el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2 = 1079,122$ ;  $p < 0.00$ ) y el test de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de .81. El AFE inicial produjo cuatro valores propios (eigenvalues) mayores que 1 que explicaban el 53,19% de la varianza del constructo. Sin embargo, el gráfico de sedimentación sugirió una solución de tres factores. Para la asignación de los reactivos a cada factor se determinó que el ítem tuviera un peso factorial mayor a .40; que el ítem no tuviera carga similar en otro factor; y que cada factor estuviera conformado por, al menos, tres ítems. Entonces, se eliminó un ítem por tener una carga inferior a .40, y se desestimó el factor 4 porque sobre él sólo saturaba un reactivo. A continuación, se realizó un nuevo AFE (sin los ítems eliminados) y forzando la extracción a tres factores. Nuevamente el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2 = 985,032$ ;  $p < 0.00$ ) y el índice muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de .80, lo que permitió efectuar el nuevo AFE. Después de la rotación (Direct Oblimin) se obtuvo una escala conformada por 16 ítems, distribuidos sobre tres factores que explicaron el 50% de la varianza total. Por el contenido de los ítems que saturaron sobre cada factor, el primero de ellos fue denominado “rendimiento en la tarea”, el segundo fue catalogado “comportamientos contraproducentes”, y el tercer factor fue nombrado “rendimiento en el contexto”. Con el fin de

poner a prueba el modelo obtenido se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). Se aplicó el método de estimación de máxima verosimilitud y se calcularon diversos índices de bondad de ajuste. En este caso, los índices calculados mostraron valores inferiores a lo recomendado y el índice  $\chi^2$  fue significativo. Frente a este panorama, se procedió a ajustar el modelo, para lo cual se examinó la significatividad de las cargas factoriales, los índices de modificación, y los residuos de la matriz de covarianzas. El análisis de la información proporcionada por tales indicadores llevó a la eliminación de tres reactivos. El modelo re-especificado, conformado ahora por 13 variables observables, se sometió a un nuevo AFC. Los resultados obtenidos mostraron una significativa mejoría respecto del modelo anterior. En primer lugar, se redujo notablemente el índice  $\chi^2$ , el cual, ya no fue significativo. A su vez, los índices de bondad de ajuste alcanzaron valores acordes a las exigencias teóricas. Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna aceptables para cada una de las dimensiones ( $\alpha = .745$ ;  $\alpha = .721$ ;  $\alpha = .701$ ), lo que demostró que los ítems contribuyen significativamente a medir el constructo. Posteriormente, las tres dimensiones del RL fueron sometidas a un análisis de correlaciones bivariadas con las dimensiones de los constructos satisfacción laboral y compromiso afectivo. Mientras que el rendimiento en el contexto y en la tarea presentaron correlaciones positivas y significativas entre sí, el rendimiento en la tarea mostró una vinculación significativa, aunque negativa, con los comportamientos contraproducentes. Dos de las dimensiones del RL (tarea y contexto) mostraron una relación positiva significativa con la satisfacción laboral y con el compromiso afectivo, en tanto que los comportamientos contraproducentes se relacionaron negativamente con ambas variables. A partir del trabajo realizado se ha efectuado la validación de un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas para medir el rendimiento laboral con muestras de trabajadores argentinos, sin discriminar en función del tipo de actividad que realicen. Se ha logrado una escala válida, confiable y, sobre todo, parsimoniosa ya que a través de 13 ítems permite conocer de manera rápida y efectiva el rendimiento laboral del empleado.

**Palabras clave:** rendimiento laboral, trabajadores adultos, escala, validación

## PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE KOOPMANS' INDIVIDUAL WORK PERFORMANCE QUESTIONNAIRE

### Abstract

Companies are organizations where the principal actors are their human resources, and hence they rely on their job performance (JP) to reach the goals that ensure survival and competitiveness. However, in spite of the popularity and importance of this construct, there is no consensus about how to measure JP. This situation has led to the existence of numerous instruments to explore it. The purpose of the present study was to adapt and validate the

Koopmans' Individual Work Performance Questionnaire for its use with Argentinian workers. This self-administered questionnaire is composed of 18 items designed to measure three JP dimensions (task performance, contextual performance, and counterproductive behaviors). After the corresponding Spanish translation, the adapted instrument was administrated to a sample of 215 workers from different companies. The data obtained was submitted to an exploratory factor analysis (EFA) in order to identify the factorial structure of the scale. Moreover, whereas two JP dimensions (task and contextual performance) showed a positive significant correlation with job satisfaction and affective commitment, counterproductive behaviors exhibited a negative relationship with such variables. To conclude, the current study presented the validation of an instrument with adequate psychometric properties to measure JP with samples of Argentinian workers, regardless of their activity type. A valid, reliable and parsimonious scale was achieved, allowing to measure employee JP quickly and effectively through 13.

**Key words:** job performance, validation, adaptation, instrument

### PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE RENDIMIENTO LABORAL INDIVIDUAL DE KOOPMANS<sup>1</sup>

Las empresas son organizaciones cuyos principales activos son los recursos humanos y, por lo tanto, dependen de su rendimiento laboral (RL) para alcanzar los objetivos y las metas que garanticen su subsistencia y competitividad. Conceptualmente, el RL es el “conjunto de conductas que son relevantes para las metas de la organización o para la unidad organizativa en la que la persona trabaja” (Murphy, 1990, p. 79). De esta definición fundacional se derivan tres notas claves: a) el RL debe ser definido en términos de comportamientos más que de resultados; b) el RL incluye sólo aquellos comportamientos que son relevantes para las metas organizacionales, y c) el RL es una variable multidimensional (Koopmans et al. 2013).

A pesar de la importancia del RL para el logro de las metas organizacionales, no existe consenso acerca de la medición del constructo. Tal falta de consenso ha derivado en la existencia de numerosos instrumentos desarrollados ya sea para medir el RL en términos generales o algunas de sus dimensiones constitutivas. En este sentido, por ejemplo, LePine, Erez y Johnson (2002) identificaron algo más de 40 instrumentos de medición del rendimiento en contextos diferentes. Desde la perspectiva de Koopmans, Bernaards, Hildebrandt, de Vet y van der Beek (2014) esta profusión de instrumentos no es adecuada, ya que para implementar intervenciones, procedimientos y estrategias eficaces para mantener, aumentar y optimizar el RL es necesaria una

---

<sup>1</sup> Este trabajo fue realizado en el marco de la beca doctoral otorgada por el CONICET al primer autor y dirigida por la Dra. Alicia Omar

forma de medición única. Además, si a la gran cantidad de instrumentos existentes, se le agrega el hecho que ninguno de ellos mide todas las dimensiones del RL de forma conjunta, o que las dimensiones suelen ser operacionalizadas de diferente manera, la tarea de evaluar el RL se torna dificultosa.

## Objetivo

El propósito del presente estudio fue adaptar y validar la escala de Rendimiento Laboral desarrollada por Koopmans y colaboradores, para su empleo con trabajadores argentinos.

## Metodología

### Participantes y procedimiento

Se trabajó con una muestra no probabilística integrada por 215 trabajadores (52.6% varones). El mayor porcentaje de los participantes tenía edades comprendidas entre los 21-30 años (47.4%) y los 31-40 años (23.7%). Porcentajes menores se ubicaron en los rangos etarios comprendidos entre los 41-50 (10.2%), y mayores de 50 años (16.7%); en tanto que el rango de los 18-20 años (1.9%), estuvo escasamente representado. El 30.2% de los sujetos estaba casado, mientras que cerca de un 63% era soltero. La muestra incluyó empleados de organizaciones de diversos ramos de actividad, tales como servicios (35.8%), educación (24.2%), comercio (21.9%) e industria (18.1%). En relación a la antigüedad laboral, el 46.5% de la muestra llevaba más de cinco años en su trabajo, el 39.5% entre uno y cinco años, y el 14% se encontraba trabajando hacía menos de un año.

Para la selección de la muestra, en primera instancia se tomó contacto con diversas organizaciones públicas y privadas localizadas en la ciudad de Rosario y alrededores, invitándolas a participar del estudio. Con aquellas que aceptaron colaborar se pautaron días y horarios para concretar la recolección de los datos. Luego de explicar el propósito del estudio, asegurar el anonimato y la confidencialidad de los datos recabados, se procedió a trabajar sólo con los sujetos que aceptaron participar voluntariamente, luego de firmar una hoja de consentimiento informado.

## Instrumentos

*Cuestionario de Rendimiento Laboral Individual.* Se trata de un instrumento Koopmans et al. (2013) e integrado por 18 ítems precedidos por la expresión “en los últimos tres meses”. Los ítems son valorados sobre una escala tipo Likert de 5 puntos (1=“nunca” a 5=“siempre”), y han sido diseñados para medir las tres dimensiones del rendimiento laboral: en el trabajo, en el contexto y comportamientos laborales contraproducentes. La subescala de rendimiento en el trabajo está

formada por 5 ítems ( $\alpha = .78$ ; ej: “planifiqué mi trabajo de manera tal que pueda hacerlo en tiempo y forma”), la subescala de rendimiento en el contexto incluye 8 ítems ( $\alpha = .85$ ; ej: “tomé responsabilidades extras”), en tanto que la subescala de comportamientos contraproducentes está integrada por los restantes 5 ítems ( $\alpha = .79$ ; ej: “en el trabajo, me quejé de cuestiones que no son importantes”).

*Satisfacción Laboral.* Fue medida mediante la adaptación argentina (Salessi & Omar, en prensa) de la escala de Satisfacción Laboral Genérica de Mac Donaldy Mac Intyre. Dicha escala responde a una estructura unidimensional compuesta por 7 ítems ( $\alpha = .81$ ; ej.: “me siento bien trabajando para esta empresa”), con formato Likert de 5 puntos (variando desde 1=“nunca” a 5=“siempre”).

*Compromiso Afectivo.* Fue explorado a través de una de las subescalas de la adaptación argentina (Omar & Urteaga, 2008) de la Escala de Compromiso Organizacional de Meyer y Allen. Esta escala explora tres factores identificados como compromiso afectivo, compromiso calculativo y compromiso normativo. En este caso, sólo se utilizó la escala para evaluar compromiso afectivo ( $\alpha = .87$ ; ej.: “Yo estaría feliz si pasara el resto de mi carrera en la empresa donde trabajo”). La misma está compuesta por 6 ítems, y cada uno de ellos es valorado sobre una escala Likert de cinco puntos (variando desde 1=“nunca” a 5=“siempre”).

## Resultados

En primer lugar, los datos reunidos a través del Cuestionario de Rendimiento Laboral Individual (Koopman et. al, 2013) fueron sometidos a un análisis factorial exploratorio (AFE) para identificar la estructura factorial de la adaptación argentina. Se verificó la pertinencia del empleo del análisis de componentes principales con rotación oblicua (Direct Oblimin), ya que existía la posibilidad que los factores de la escala estuvieran correlacionados. La matriz de datos fue considerada factorizable habida cuenta que el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2 = 1079,122$ ;  $p < 0.00$ ) y el test de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de 0.81. El AFE inicial produjo 4 valores propios (eigenvalues) mayores que 1 que explicaron el 53,19% de la varianza total del constructo RL. Sin embargo, el examen del gráfico de sedimentación (screeplot) sugirió una solución de 3 factores.

Para la asignación de los reactivos a cada factor se determinó que el ítem tuviera un peso factorial mayor a 0.40 en el factor correspondiente; que el ítem no tuviera carga similar en otro factor, y que cada factor estuviera conformado, al menos, por tres ítems. De esta manera se eliminó 1 ítem por tener una carga inferior a .40, y el factor 4 fue desestimado ya que sobre él pesó sólo un reactivo.

A continuación, se realizó un nuevo AFE, sin tener en cuenta los ítems eliminados y forzando la extracción a 3 factores (de acuerdo con la solución mostrada en el gráfico de sedimentación).

Nuevamente el test de esfericidad de Bartlett fue significativo ( $\chi^2 = 987,105$ ;  $p < 0.00$ ) y el test de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin arrojó un valor de 0.80, lo que indicó que estaban dadas las condiciones para la ejecución de este tipo de análisis. Después de la rotación se retuvieron 16 ítems los que se distribuyeron sobre tres factores que explicaron el 50% de la varianza total del constructo RL (Tabla 1). Por el contenido de los ítems que saturaron sobre cada factor, el primero de ellos fue denominado “rendimiento en la tarea”. Al segundo se le asignó el nombre de “comportamientos contraproducentes”. Y finalmente, el tercer factor fue nombrado “rendimiento en el contexto”.

**Tabla 1:** Contenido de los ítems, pesos factoriales y coeficientes alfa de Cronbach

	Pesos factoriales		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
<i>Factor 1: Rendimiento en la tarea</i>			
En los últimos tres meses...			
Fui capaz de hacer bien mi trabajo porque le dediqué el tiempo y el esfuerzo necesarios	,613		
Se me ocurrieron soluciones creativas frente los nuevos	,510		
Cuando pude, realicé tareas laborales desafiantes	,640		
Cuando terminé con el trabajo asignado, comencé nuevas tareas sin que me lo pidieran	,484		
En mi trabajo, tuve en mente los resultados que debía lograr	,702		
Trabajé para mantener mis conocimientos laborales actualizados	,685		
Seguí buscando nuevos desafíos en mi trabajo	,816		
<i>Factor 2: Comportamientos contraproducentes</i>			
En los últimos tres meses...			
Me quejé de asuntos sin importancia en el trabajo		,725	
Comenté aspectos negativos de mi trabajo con mis		,702	
. Agrandé los problemas que se presentaron en el trabajo		,700	
. Me concentré en los aspectos negativos del trabajo, en lugar de enfocarme en las cosas positivas		,732	
. Comenté aspectos negativos de mi trabajo con gente que no pertenecía a la empresa		,666	
<i>Factor 3: Rendimiento en el contexto</i>			
En los últimos tres meses...			
. Planifiqué mi trabajo de manera tal que pude hacerlo en tiempo y forma			,804
. Trabajé para mantener mis habilidades laborales actualizadas			,683
. Participé activamente de las reuniones laborales			,539
. Mi planificación laboral fue óptima			,809
Varianza explicada	27,52	15,66	7,10
Coeficiente $\alpha$ de Cronbach	,762	,756	,716

Con el fin de poner a prueba el modelo indicado por el AFE, conformado por tres factores y 16 ítems se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). Con tal propósito, se aplicó el método de estimación de la máxima verosimilitud y se calcularon diversos índices (absolutos y relativos) de bondad de ajuste. En este caso, se optó por la combinación que nuclea: chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), índice de bondad de ajuste (GFI) y su variante ajustada (AGFI), índice de ajuste comparativo (CFI), y raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA). Las medidas de bondad de ajuste calculadas para este modelo (Modelo A, Tabla 2) demostraron no ser satisfactorias. Los índices de bondad de ajuste y el ajuste comparativo mostraron valores inferiores a lo recomendado, el índice  $\chi^2$  no fue significativo y el valor del índice RMSEA se ubicó por encima del límite superior sugerido.

Frente a este panorama, se procedió a ajustar el modelo siguiendo las recomendaciones de los especialistas en el tema (Kline, 2011). Para ello se examinó la significación de las cargas factoriales para determinar si existían ítems que presentaran un peso factorial demasiado bajo (inferior a .30) o demasiado alto (superior a 1.00); los índices de modificación, para verificar si había valores superiores a lo establecido (3.84), que sugirieran que se obtendría una reducción en el índice  $\chi^2$  si se estimara el coeficiente; y los residuos de la matriz de covarianzas para comprobar la existencia de valores estadísticamente significativos ( $p < .05$ ) que pudieran estar indicando errores de predicción. El análisis de la información proporcionada por tales indicadores, indicó la eliminación de tres reactivos (ítems 3, 4 y 12).

El modelo re-especificado, conformado ahora por tres factores integrados por 13 variables observables (Modelo B, Tabla 2) se sometió a un nuevo AFC. Los resultados obtenidos en esta oportunidad mostraron una significativa mejoría respecto del modelo anterior. En primer lugar, se redujo notablemente el índice  $\chi^2$ , el cual, además, no fue significativo. A su vez, los índices de bondad de ajuste y ajuste comparativo mostraron valores más elevados en comparación al modelo anterior. Estos indicadores proporcionaban evidencias suficientes para sostener que dicha estructura no era significativamente diferente de la indicada por la matriz de covarianza de los datos.

**Tabla 2.** Índices de bondad de ajuste de los modelos examinados

Modelo	$\chi^2$	$p$	CMIN/DF	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
Modelo A	215.69	.00	2.13	.89	.85	.87	.07
Modelo B	77.28	.03	1.38	.95	.92	.97	.04

$\chi^2$  = chi-cuadrado; GFI = índice de bondad de ajuste; AGFI = variante ajustada del GFI; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error de aproximación de la raíz cuadrada media.



Seguidamente, se procedió a estimar nuevamente la confiabilidad del instrumento (integrado ahora por 13 ítems). Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna, para cada una de las dimensiones, acordes a los parámetros establecidos ( $\alpha = .745$ ;  $\alpha = .721$ ;  $\alpha = .701$ ), lo que demostró que los ítems contribuyen significativamente a medir el constructo.

Posteriormente, las puntuaciones de las tres dimensiones fueron sometidas a un análisis de correlaciones bivariadas conjuntamente con las dimensiones desatisfacción laboral y compromiso afectivo. En la tabla 3 se presentan las medias, las desviaciones típicas y las correlaciones entre las variables.

**Tabla 3.** Medias, desvíos típicos y correlaciones entre los factores del RL, satisfacción laboral y compromiso afectivo.

	Media	DT	1	2	3	4	5
1. Rendimiento (Tareas)	4.04	.61	---	-.19**	.56**	.36**	.12*
2. Comportamientos Contraproducentes	2.34	.84		---	-.12	-.12	-.00
3. Rendimiento (Contexto)	3.77	.76			---	.37**	.15*
4. Satisfacción Laboral	3.61	.74				---	.19**
5. Compromiso Afectivo	3.06	.47					---

\*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$

Las dimensiones de RL, en relación a las tareas y al contexto, presentaron correlaciones positivas y significativas entre sí, lo cual era esperable en la medida en que conforman las dimensiones de un mismo constructo. Mientras que el rendimiento en relación a las tareas presentó una vinculación negativa significativa con los comportamientos contraproducentes. Por su parte, dos dimensiones del RL (tareas y contexto) presentaron una relación positiva significativa con la satisfacción laboral y con el compromiso afectivo, al tiempo que los comportamientos contraproducentes se relacionan negativamente con ambos.

## Discusión

A partir del trabajo realizado se ha efectuado la validación de un instrumento con adecuadas propiedades psicométricas para medir el rendimiento laboral con muestras de trabajadores argentinos, sin discriminar en función del tipo de actividad que realicen. En primer lugar, el AFE calculado permitió identificar la existencia de un modelo de tres factores, el que con pequeños ajustes, fue confirmado mediante los AFC realizados. De esta manera, se ha logrado una escala válida, confiable y, sobre todo, parsimoniosa ya que a través de 13 ítems se puede conocer de manera rápida y efectiva el rendimiento laboral del empleado. En segundo lugar, los coeficientes alpha de Cronbach obtenidos indican una aceptable homogeneidad y equivalencia de los ítems



que integran la escala. Esta satisfactoria consistencia interna, permite concluir que la escala es un instrumento confiable para la medición del RL individual. En tercer lugar, la fuerza y dirección de las correlaciones entre las dimensiones del rendimiento con otras variables organizacionalmente relevantes, aportan evidencias sobre la validez de la escala adaptada, al tiempo que sintonizan con lo informado en estudios previos.

En este sentido, por ejemplo, las correlaciones positivas entre la el RL y la satisfacción laboral reafirman las relaciones entre dos constructos ampliamente estudiados en el ámbito de la psicología organizacional, y cuya asociación ha sido comunicada en varias culturas diferentes (Tsui, Lin, & Yu, 2013; Ziegler, Hagen, & Diehl, 2012). Asimismo, las correlaciones positivas entre las dimensiones del RL y el compromiso afectivo, coinciden con lo informado por Khan, Ziauddin, Jam y Ramay (2010) e Imran, Arif, Cheema y Azeem (2014). Estos hallazgos refuerzan la idea que los empleados ejecutan su trabajo con una mayor eficiencia si, a su vez, se sienten más comprometidos con su organización. Por lo que, si un empleado ostenta mayor compromiso organizacional y tiene un buen RL, es probable que se encuentre más satisfecho con su labor comparado con aquellos empleados que están menos inclinados hacia su trabajo (Imran et al., 2014). Finalmente, las correlaciones negativas entre los comportamientos contraproducentes y la satisfacción laboral concuerdan con los hallazgos comunicados recientemente (Greenidge, Devonish, & Alleyne, 2014; Omar, Vaamonde, & Delgado, 2012).

A modo de conclusión, se puede señalar que el presente trabajo constituye una contribución genuina para que otros estudios puedan ser llevados a cabo con el recurso de un instrumento con probadas propiedades psicométricas. La escala desarrollada puede, además, aportar información crucial para diagnósticos e intervenciones organizacionales.

### Bibliografía

- Greenidge, D., Devonish, D., & Alleyne, P. (2014). The relationship between ability-based emotional intelligence and contextual performance and counterproductive work behaviors: A test of the mediating effects of job satisfaction. *Human Performance*, 27(3), 225-242.
- Imran, H., Arif, I., Cheema, S., & Azeem, M. (2014). Relationship between jobs satisfaction, job performance, attitude towards work, and organizational commitment. *Entrepreneurship and Innovation Management Journal*, 2(2), 135-144.
- Khan, M. R., Ziauddin, S., Jam, F. A., & Ramay, M. I. (2010). The impacts of organizational commitment on employee job performance. *European Journal of Social Sciences*, 15(3), 292-298.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd Ed.). New York: Guilford.

- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., de Vet, H., & van der Beek, A. (2014). Construct validity of the individual work performance questionnaire. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 56(3), 331-337.
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., van Buuren, S., de Vet, H., & van der Beek, A. (2013). Development of an individual work performance questionnaire. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 62(1), 6-28.
- LePine, J. A., Erez, A., & Johnson, D. E. (2002). The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A critical review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(1), 52-65
- Murphy, K. R. (1990). Job performance and productivity. In K. R. Murphy y F. E. Saal (Eds). *Psychology in Organizations: Integrating science and practice* (pp. 157-176). Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
- Omar, A., Vaamonde, J. D., & Uribe Delgado, H. (2012). Comportamientos contraproducentes en el trabajo: Diseño y validación de una escala. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 8(2), 249-265.
- Omar, A., & Urteaga, F. (2008). Valores personales y compromiso organizacional. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 13(2), 353-372.
- Salessi, S., & Omar, A. (en prensa). Satisfacción Laboral Genérica. Propiedades psicométricas de una escala para medirla. *Alternativas en Psicología*.
- Tsui, P., Lin, Y., & Yu, T. (2013). The influence of psychological contract and organizational commitment on hospitality employee performance. *Social Behavior and Personality*, 41(3), 443-452.
- Ziegler, R., Hagen, B., & Diehl, M. (2012). Relationship between job satisfaction and job performance: Job ambivalence as moderator. *Journal of Applied Social Psychology*, 42(8), 2019-2040.